

具有 Markov 区制转移的向量误差修正模型及其应用^①

刘金全, 刘志刚

(吉林大学数量经济研究中心, 长春 130012)

摘要: 使用具有 Markov 区制转移的向量误差修正模型, 描述和检验了我国经济周期波动过程中产出和价格水平之间的长期均衡关系和短期波动模式. 检验结果表明, 我国经济增长率与通货膨胀率之间的影响与替代关系具有依赖经济周期阶段性的“门限性质”, 经济周期波动也具有一定程度的非对称性. 我国经济周期波动已经呈现出稳定性继续增强、持续期逐渐加长、价格粘性开始降低等重要特征, 文章的实证结果将为正确选择经济政策组合方式和实施有效经济调控提供依据.

关键词: 经济周期; 区制转移模型; 向量误差修正模型

中图分类号: F224.0 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2006)05-0044-06

0 引言

1989年 Hamilton 利用马尔可夫转移模型 (Markov Switching, 简称为 MS 模型) 分析了美国的经济周期机制问题, 提出了描述经济周期状态的重要方法^[1]. 由于 MS 模型描述了不同阶段、状态或机制下, 经济行为所具有的不同特征和性质, 所以 MS 模型又可以称为区制转移模型 (Regime Switching, 简称 RS 模型). MS 模型或 RS 模型本质上属于变参数模型, 但是却与一般时变参数模型有所不同, 其主要区别在于 MS 模型中的参数取决于经济所处的状态或区制, 而模型中的状态或区制通常由经济理论或经济现实等确定. 区制转移模型在研究长期经济行为 (例如经济增长问题^[2]) 和短期波动行为 (例如金融市场的波动性^[3]) 等方面具有广泛的应用.

Hamilton 的 MS 模型在应用上存在两个限制. 一是该模型仅考虑了“经济衰退”和“经济扩张”两个不同的经济周期阶段. 由于在我国经济周期波动中出现了“适速”、“快速”和“高速”增长阶段, 因此需要采用多区制的状态转移过程; 二是该模型

仅利用单变量时间序列进行经济周期机制描述, 无法分析一些宏观经济变量之间的替代和影响关系. 为此, 需要将单变量模型扩展到多变量的向量自回归模型 (VAR 模型), 然后在 VAR 模型结构中引入多区制转移性质, 这就形成了 MS-VAR 模型. 由于多变量之间可能存在协整关系, 因此也可以在 VAR 模型中考虑协整关系的误差修正机制. 这样将 Markov 区制转移引入到向量误差修正模型后, 便形成了 MS-VEC 模型^[4], 如此模型大大拓展了 Hamilton 模型的适用范围.

本文利用 MS-VEC 模型划分我国经济周期阶段、估计区制之间的转移概率和度量周期阶段的持续性, 并检验经济增长率与通货膨胀率之间的影响关系是否存在“门限效应” (Threshold effects)^[5]. 在此基础上, 还将判断我国经济周期波动的非对称性形态^[6-9], 并获得对我国经济周期态势更为深入的认识.

1 具有 Markov 区制转移的向量误差修正模型

经济周期波动是一些主要宏观经济变量围绕

① 收稿日期: 2004-09-27; 修订日期: 2006-07-17.

基金项目: 国家社会科学基金资助项目 (02BJY019); 教育部重大资助项目 (02JAZJD790007).

作者简介: 刘金全 (1964—), 男, 黑龙江密山人, 博士, 教授, 博士生导师. Email: jqliu1964@yahoo.com.cn

长期均衡关系产生的随机偏离. 当经济运行受到暂时冲击的影响而发生与长期均衡状态的偏离时, 误差修正机制将促使经济变量向长期均衡状态调整和恢复. 因此, 可以利用具有误差修正机制的 VAR 模型来描述和分析经济周期的波动过程.

假设 $x_t = (y_{1t}, y_{2t})^T$, 其中 y_{1t} 和 y_{2t} 是描述经济周期机制且具有协整关系的经济变量. 将 VAR(p) 模型表示成误差修正(VEC) 形式为

$$\Delta x_t = c + \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中: c 是截距向量, ε_t 是误差向量. 根据 Johansen 的协整关系表示^[10], 存在矩阵 φ 和 β 使得

$$\Pi = \varphi\beta^T \quad (2)$$

这里 β 的各列构成了协整向量, 而 φ 就是误差修正系数, 于是模型(1) 可以表示为

$$\Delta x_t = c + \varphi[\beta^T x_{t-1}] + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

按照 Hamilton 的模型方法, 可以在上述 VEC 模型中引入参数的区制转移性质. 利用不可观测的离散变量 $s_t \in \{1, \dots, m\}$ 表示区制状态, 则 $\{s_t\}$ 是一个 m 状态的 Markov 链, 其转移概率为

$$p_{ij} = P[s_t = j | s_{t-1} = i] \quad (4)$$

不同状态之间的转移概率满足正则性约束

$$\sum_{j=1}^m p_{ij} = 1; i = 1, \dots, m \quad (5)$$

于是, 可以得到具有 Markov 区制转移的向量误差修正模型 MS(m)-VEC(p)

$$\Delta x_t = c_{s_t} + \varphi_{s_t}[\beta^T x_{t-1}] + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

模型(6) 的截距项 c 和误差修正系数 φ 均具有区制转移特征, 可以将其表示为如下均值修正形式

$$\Delta x_t - \mu_{s_t} = \varphi_{s_t}[\beta^T x_{t-1}] + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i [\Delta x_{t-i} - \mu_{s_{t-i}}] + \varepsilon_t \quad (7)$$

此时 μ_{s_t} 与 Hamilton 模型具有相同的含义, 即表示经济周期中不同阶段的增长率均值. MS-VEC 模型清楚地表明, 各种区制下的非均衡状态都会受到向量误差的修正和调整, 以便恢复新的均衡. 由于进行了多区制划分, 不同周期阶段的经济增

长率将向局部均衡调整, 从而形成经济周期波动过程中的多重均衡现象.

可以使用 Hamilton 的精确极大似然估计法, 或者 Kim 和 Nelson^[11] 的近似极大似然估计法来估计模型(6) 或者模型(7). 通过估计区制变量 S_t 的取值概率来划分经济周期的主要阶段.

2 我国经济周期波动机制的实证分析

采用二元变量的 MS(3)-VEC(p) 模型描述我国经济周期波动机制. 区制 1 表示“适速增长阶段”、区制 2 表示“快速增长阶段”, 区制 3 表示“高速增长阶段”, μ_i 表示区制 i 中的增长率均值, 参数限制为: $\mu_1 < \mu_2 < \mu_3$. 考虑到奥肯定律的作用, 在经济周期研究中经常选取产出增长率和失业率的时间序列来分析经济周期波动中的相关机制. 由于受到失业率数据获取上的限制, 根据菲利普斯曲线机制, 采用产出增长率 y_t 和通货膨胀率 π_t 的时间序列数据来进行相关的分析.

图 1 给出了 1990 年 1 月至 2003 年 12 月我国月度名义 GDP 增长率和通货膨胀率(利用零售商品价格增长率表示) 的时间路径(数据来源为《中国经济景气月报》, 部分季节数据进行了月度分解). 从图中可以看出, 我国的 GDP 增长率存在较为明显的高低阶段划分, 因此可以考虑使用马尔可夫区制转移模型. 此外, 产出增长率与通货膨胀率之间具有类似的变化趋势, 这表明它们的序列之间可能存在一定程度的相关性. 在此基础上使用了具有区制转移的误差修正模型来分析我国经济中产出增长和价格变动之间存在的关联与影响.

首先考察我国的名义产出和价格水平, 表 1 给出了产出和价格指数对数序列及其差分序列的单位根检验结果(* 号表示在 5% 水平下拒绝原假设或者参数估计显著, 下同). 产出的对数序列 Y_t 和价格指数(以 1990 年 1 月为基期, 基期指数为 100) 的对数序列 P_t 的单位根检验结果表明这两个序列数据中都仅有 1 个单位根, 这表明它们均为 $I(1)$ 过程. 因此, 可以在协整框架下分析产出和价格水平之间的长期均衡和短期波动关系.

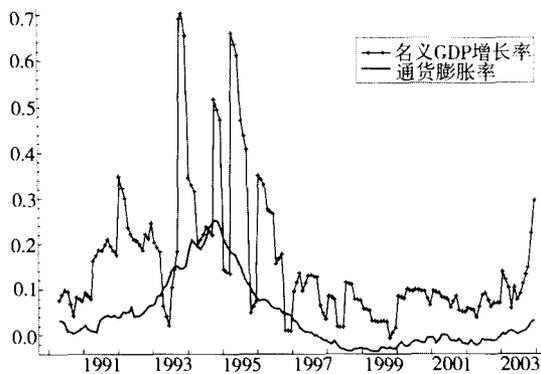


图 1 产出增长率和通货膨胀率
Fig.1 Output growth and inflation rate

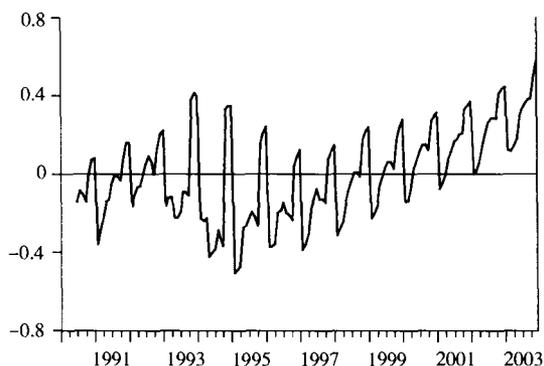


图 2 协整误差轨迹
Fig.2 Cointegration error curve

表 1 时间序列的单位根检验

Table 1 Unit root test

原序列	ADF	差分序列	ADF	临界值
Y_t	-1.39	ΔY_t	-7.70*	-2.88
P_t	-1.84	ΔP_t	-3.82*	-2.88

表 2 Johansen 协整关系检验

Table 2 Johansen Cointegration test

原假设	特征根	LR 似然比	临界值
没有协整关系	0.153	26.94*	14.07
至多 1 个协整关系	0.023	3.71*	3.76

选取向量 $x_t = (Y_t, P_t)^T$, 表 2 给出了这两个序列的 Johansen 协整关系检验结果. 结果表明 GDP 和物价指数之间存在协整关系. 采用标准化协整向量表示, 协整关系为

$$e_t = Y_{t-1} - 1.903 P_{t-1} + 1.298 \quad (8)$$

图 2 描述了协整误差 e_t 的轨迹. 从图中可以看出, 在经济波动比较显著的时期, 例如 1993 年至 1996 年, 经济调整比较频繁和剧烈, 导致均衡

误差波动也比较显著. 值得注意的是, 从 2001 年开始, 协整误差中又开始体现出显著的正向冲击, 这是 2003 年经济开始转入快速增长的体现.

获得上述协整关系结果以后, 假设模型 (7) 中的均值修正项 $\mu_{s_t} = (\mu_{1s_t}, \mu_{2s_t})^T$ 和误差修正系数 $\varphi_{s_t} = (\varphi_{1s_t}, \varphi_{2s_t})^T$ 均具有状态转移性质, 并且对模型 (7) 中的滞后阶数 p 取 3, 则有下面模型:

$$\Delta x_t - \mu_{s_t} = \varphi_{s_t} [\beta^T x_{t-1}] + \sum_{i=1}^2 \Gamma_i [\Delta x_{t-i} - \mu_{s_{t-i}}] + \varepsilon_t \quad (9)$$

此处 $\Delta x_t = (y_t, \pi_t)^T$, 其中 y_t 和 π_t 分别表示产出增长率和通货膨胀率 (由于协整误差估计已经获得, 此处继续使用月度同比增长率). 用 Ox-MSVAR 软件系统进行了估计 (具体估计方法参见 Krolzig^[2], 程序给出了对该类非线性模型优化的初始值选取算法, 在极大似然优化过程中能很快实现全局最大值点). 模型的估计结果由表 3 给出 (仅给出了产出增长率方程中的系数估计).

表 3 名义产出均值修正模型的系数估计结果

Table 3 Parameters estimation of MSVEC model

参数	估计值	标准差	t- 统计量
μ_1	0.098	0.017	5.698*
μ_2	0.214	0.023	9.350*
μ_3	0.620	0.031	20.073*
φ_1	0.042	0.015	2.835*
φ_2	0.979	0.039	25.038*
φ_3	-0.194	0.039	-4.921*

表 3 中的参数估计均是显著的, 这意味着模型估计的整体效果较好. 三个经济周期阶段的增长率均值分别为 9.8%、21.4% 和 62%, 这分别对应着“适度增长”、“快速增长”和“高速增长”阶段的平均增长率; 误差修正系数的估计值表明, 我国经济运行中存在着一一定程度的内在稳定机制, 当经济处于增长速度较低的区域 1 和 2 时, 误差修正系数是正的, 均衡关系对经济增长速度具有正向修正作用; 当经济处于增长速度较高的区域 3 时, 误差修正系数是负的, 均衡关系对经济增长速度具有反向修正作用.

图 3 至图 5 给出了各个区制的概率估计. 图 3 表明, 从 1996 年我国经济实现“软着陆”以后, 我国经济运行基本处于“适速增长阶段”, 此阶段区制的取值概率保持基本稳定, 这意味着经济周期

波动也体现出了相对平稳的态势；图 4 给出了我国经济处于“快速增长阶段”的可能性，该阶段的区制概率频繁改变，表明我国经济在此阶段持续运行的能力较低；图 5 清楚地显示出，我国经济“高速增长阶段”的最大可能区间出现在 1993 至 1995 年，这个期间我国经济增长所出现的“过热现象”，直接促使了当时紧缩性政策的实施。

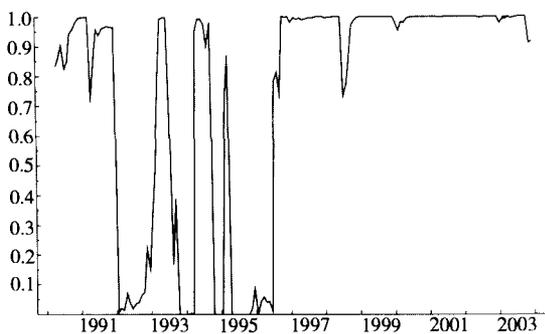


图 3 适速增长期的平滑概率

Fig.3 Smoothed probabilities of moderate growth regime

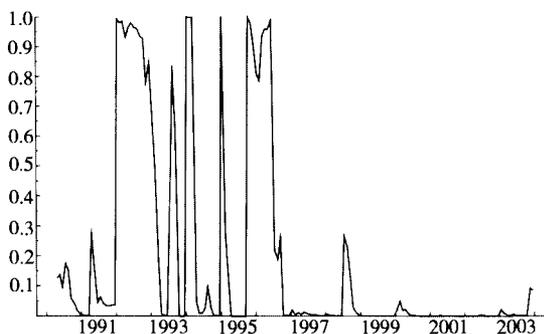


图 4 快速增长期的平滑概率

Fig.4 Smoothed probabilities of rapid growth regime

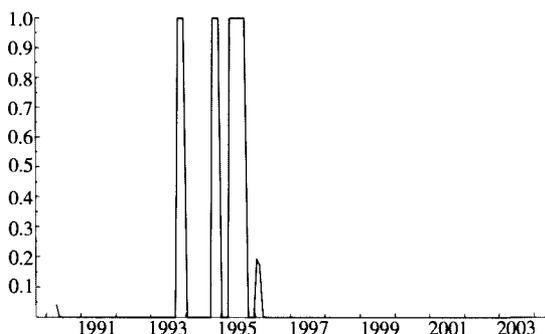


图 5 高速增长期的平滑概率

Fig.5 Smoothed probabilities of high growth regime

表 4 是区制转移概率 p_{ij} 的估计结果。表 5 给出了各个区制的样本个数、区制出现的概率和平均持续期，其中在同一区制的持续期 $D(S_i)$ 为

$$D(S_i) = \frac{1}{1 - p_{ii}} \quad (10)$$

表 4 和表 5 的估计结果说明，当经济进入“适速增长阶段”后，区制 1 自身的持续概率为 0.967，这具有相当高的稳定性，因此我国经济处于此阶段的频率最高，达到了 78.8%，持续期占整个周期长度的 80.3%。从区制 1 向区制 2 转移的概率仅为 0.033，而向区制 3 转移的概率则几乎为零；当经济进入“快速增长阶段”后，区制 2 自身的持续概率为 0.717，我国经济处于该阶段的频率为 14.8%，持续期占整个周期长度的 9.3%。经济从“快速增长”转入“适速增长”的概率(0.174)高于转入“高速增长”的概率(0.109)，存在着转移概率上的非对称性；当经济进入“高速阶段”后，区制 3 自身的持续概率为 0.750，我国经济处于该阶段的频率为 6.4%，持续期占整个周期长度的 10.5%。从区制 3 向区制 2 转移的概率为 0.250，而向区制 1 转移的概率也几乎为零。区制转移概率的估计结果表明，我国经济运行中既没有出现从区制 1 向区制 3 的“急剧攀升”转移，也没有出现从区制 3 向区制 1 的“急剧下跌”转移，经济运行中尚未出现过具有危机色彩的大起大落现象，这进一步体现了我国经济增长中存在的“软着陆”和“软扩张”特征。

表 4 区制转移概率矩阵

Table 4 Transition matrix of regime probabilities

j	i		
	区制 1	区制 2	区制 3
区制 1	0.967	0.174	0.000
区制 2	0.033	0.717	0.250
区制 3	0.000	0.109	0.750

表 5 状态阶段的汇总和状态的持续期

Table 5 Summary of regimes and durations

	样本数量	频率	平均持续期
区制 1	126	0.788	30.60
区制 2	27	0.148	3.53
区制 3	12	0.064	4.00

将相同区制中的产出增长率和通货膨胀率数据作为一组，可以计算出不同区制（经济周期阶段）中产出增长率与通货膨胀率之间的相关性，其估计结果为：全样本区域内的相关系数为 0.674，

在区制 1 内的相关系数为 0.576, 在区制 2 内的相关系数为 -0.179, 在区制 3 内的相关系数为 -0.099. 相关系数计算结果表明, 虽然整体上通货膨胀率与经济增长率之间存在正相关关系, 但在不同区制内两者的相关关系却有所不同, 两者之间的相关关系依赖于经济增长率的取值区间. 这种“门限效应”具体体现为: 在门限范围内, 适度通货膨胀对经济增长具有正向作用; 而超出门限范围后, 通货膨胀的加剧将对经济增长产生抑制作用. 这就是在政策操作过程中, 既要缓解持续通货紧缩的负面影响, 又要提防高通货膨胀危害的主要原因.

3 我国经济周期波动机制分析的基本结论

利用 MS(3)-VEC(3)模型, 对我国经济周期的波动机制进行了分析, 并得出如下结论:

(1) 我国经济在周期波动过程中存在着显著的 3 区制(阶段)性质, 即“适速增长”、“快速增长”和“高速增长”三个代表性阶段. 从转移概率上可以看出, 我国经济增长在“适速增长阶段”的稳定性最强、持续期最长, 经济周期向该阶段转移的概率也最大. 值得注意的是, “适速增长阶段”中的平均增长率为 9.8%, 这是一个我国经济增长多次达到过, 并且目前经济运行又开始接近的增长率水平. 我国经济能够在这个平均增长水平上保持稳定性和持续性, 意味着我国经济增长已经具有相当强的抗跌性, 这是我国经济周期波动稳定性逐渐增强和经济周期分界模糊的重要原因.

(2) 我国的经济周期波动存在一定程度的非对称性, 这既体现为周期阶段的持续期不同, 也体现为周期阶段的转移概率不同. 我国经济周期中

“适速增长阶段”的持续长度是其它两个阶段持续长度的 4 倍, 如果以 5 年为标准周期长度的话, 那么经济处于适度增长阶段的长度将为 4 年左右, 这意味着“适度增长”仍然是经济周期波动中的主要代表特征; 在所有区制中, 我国经济周期阶段的持续性均大于转移性(3 个区制中的持续概率分别为 96.7%、71.7% 和 75.0%, 而转移概率则分别为 3.3%、28.3% 和 25.0%), 这意味着经济一旦进入某个增长阶段, 就会形成一定的“陷阱效果”, 目前存在的 3 个增长阶段都可能是我国经济增长过程中的局部均衡状态.

(3) 从产出增长率与通货膨胀率之间的影响方向和作用程度上看, 产出增长率与通货膨胀率之间的相关性随着经济周期阶段的不同也发生了显著变化. 当经济周期处于“适速增长阶段”时, 通货膨胀率对经济增长率具有显著的“托宾效应”(Tobin effects)^[12], 即通货膨胀的增加将导致产出扩张的加速; 当经济周期处于“快速或者高速增长阶段”时, 通货膨胀的加剧将导致经济增长速度的降低, 出现一定程度的“反托宾效应”. 价格水平变化对产出的影响方向和程度依赖于产生“门限效应”的经济增长率的阈值(上述模型估计的阈值为 21.4%).

2003 年我国经济增长速度明显加快, 同时价格水平也由前一个时期的持续紧缩转入当前的轻微膨胀. 根据上述对我国经济周期波动机制的描述和判断, 认为我国经济仍然处于“适速增长阶段”, 此阶段的稳定性和持续性将促使我国经济在今后几年继续围绕 9% 左右的增长速度运行下去. 由于此阶段的适度通货膨胀能够对经济增长产生正向促进作用, 因此在制定经济政策时, 既要警惕通货膨胀急剧攀升, 也应该防止通货紧缩的再次重复出现.

参 考 文 献:

- [1] Hamilton J D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle[J]. *Econometrica*, 1989, 57: 357—384.
- [2] Krolzig H M. *Markov-switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis* [M]. Berlin: Springer, 1997.
- [3] Sola M, Fabio S, Nicola S. A test for volatility spillovers[J]. *Economics Letters*, 2002, 76: 77—84.
- [4] Krolzig, Marcellino, Mizon. A Markov-switching vector equilibrium correction model of the UK labour market[J]. *Empirical Eco-*

- nomics, 2002, 27: 233—254.
- [5] Barro R J. Inflation and economic growth[J]. Bank of England Quarterly Bulletin, 1995, 35: 166—176.
- [6] 刘树成. 中国经济波动的新轨迹[J]. 经济研究, 2003, 3: 3—8.
Liu Shucheng. Analysis on new fluctuation mode of China economy development[J]. Economic Research Journal, 2003, 3: 3—8. (in Chinese)
- [7] 刘金全, 范剑青. 中国经济周期的非对称性和相关性研究[J]. 经济研究, 2001, 5: 28—37.
Liu Jinquan, Fan Jianqing. A study of unsymmetry and relativity of china's business cycles[J]. Economic Research Journal, 2001, 5: 28—37. (in Chinese)
- [8] 刘金全, 张鹤. 经济增长风险的冲击传导和经济周期波动的溢出效应[J]. 经济研究, 2003, 10: 32—39.
Liu Jinquan, Zhang He. The transmission mechanisms of country risks and spillover effects of business cycles in China's economy [J]. Economic Research Journal, 2003, 10: 32—39. (in Chinese)
- [9] 刘金全, 刘兆波. 我国货币政策作用非对称性和波动性的实证检验[J]. 管理科学学报, 2003, 3: 35—40.
Liu Jinquan, Liu Zhaobo. Empirical study of asymmetry and volatility in effectiveness of monetary policy[J]. Journal of Management Sciences in China, 2003, 3: 35—40. (in Chinese)
- [10] Johansen S. Statistical analysis of cointegration vector[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 1988, 12: 231—254.
- [11] Kim C J, Nelson C R. State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications [M]. Cambridge, Mass: The MIT Press, 1999.
- [12] Tobin J. Money and economic growth[J]. Econometrica, 1965, 32: 671—684.

Vector error correct model with Markov regime switching and its applications

LIU Jin-quan, LIU Zhi-gang

Quantitative Research Center of Economics, Jilin University, Jilin 130021, China

Abstract: By using the vector error correct model with Markov regime switching to test the equilibrium relationship in the long run and the fluctuation pattern in short run in the real output and inflation, we find that there are the threshold effects among the substitutions and impacts between growth and inflation in China's business cycle, which is asymmetry to some degrees. The empirical evidences also show that the fluctuations have become stable, the duration has been more longer, and the price stickiness has been decreased. These findings are very important to determine the combinations of economic policies and implementing of macroeconomic controls.

Key words: business cycle; regime switching model; vector error correct model